

アジア諸国間の国際的株価連関

International Stock Price Linkages among Asian Countries

平 山 健二郎

The purpose of this paper is to explore the international stock price linkages among Asian countries. Daily stock prices of 11 countries including Japan and the U.S. from January 6, 1992 to January 31, 2014 are utilized to compute simple correlation coefficients as well as Dynamic Conditional Correlations. The data are then subjected to cointegration tests and the results indicate that the degree of international stock price linkages has not strengthened in the period after the Global Financial Crisis.

Kenjiro Hirayama

JEL : F36, G15

キーワード : 国際的株価連関、アジア

Keywords : international stock price linkage, Asia

I. はじめに

本論の目的はアジア諸国（東アジアと東南アジア）と日本・アメリカの間の株価連関の実態を分析することである。国際的な株価連関がさかんに報告されるようになったのは1987年10月19日のブラックマンデー以降である。¹⁾ 世界各国に波及する危機はその後、1997～1998年のアジア通貨危機、2008～2009年のグローバル金融危機とほぼ10年ごとに生起しており、その都度、国際的な市場の連関が強まっている可能性がある。そこで本稿ではアジア諸国（いわゆるASEAN-5と韓国・中国・香港・台湾）と日本・アメリカの間での株価連関を共和分検定によって検証し、近年、ことにグローバル金融危機後に

1) 株価国際連関研究の歴史的発展については筒井・平山（2009、第6章）に詳述されている。

株価連関が強まっているか否かを分析したいと考えている。なお、香港は現在、中国の一部であるが、香港株式市場は中国の上海証券取引所とは独立した大きな市場であるので、本論では「1 つの市場=国」として扱う。

ASEAN 諸国を中心としたアジアにおける株価の連関を分析した多くの研究で、アジア通貨危機後に株価連関が強まったとの報告がなされている (Phuan, et al. 2009, Royfaizal, et al. 2009, Jang and Sul 2002, Sharma and Wongbangpo 2002, and Click and Plummer 2005)。その後、2008～2009 年にアメリカに端を発するグローバル金融危機が発生したが、それ以降にアジア諸国間で株価の連関がどう推移しているのかを分析したものはまだ少ない模様である。本論は 2014 年 1 月末までの直近のデータを使い、その検証を試みるものである。

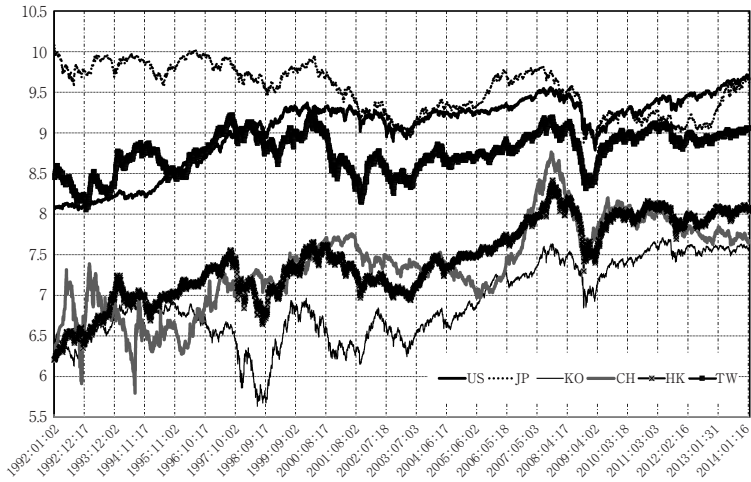
本稿では以下第 II 節で取り扱う各国株価データの基本的な特性を分析し、第 III 節では株価の国際連関を単純相関係数と、Engle による Dynamic Conditional Correlation という動的に変化する相関係数の計算によって検証し、第 IV 節では長期的分析として共和分検定を行う。第 V 節で結論を述べる。

II. 株価の基本的特徴と動向

各国の株価は各証券取引所での日次終値の株価指数であり、韓国は KOSPI 指数、中国 (上海) は上海 A 株指数、香港はハンセン総合指数、台湾は台湾加権株価指数、タイは SET 指数、マレーシアはクアラルンプル総合指数 (2009 年 7 月 6 日より FTSE ブルサ指数と名称変更)、インドネシアはジャカルタ総合指数、シンガポールはストレーツタイムズ指数、フィリピンは PSE 指数 (1994 年 9 月 30 日までは MSE 指数)、日本は日経 225 平均、アメリカはダウ工業株平均 (DJIA) を採用した。データは日次であり、サンプル期間は 1992 年 1 月 6 日から 2014 年 1 月 31 日までである。データソースはすべて野村総研の IDS である。祝日の場合は、前営業日の値をコピーして埋めてある。このようにすると、総サンプル数は 5760 個であった。

図 1 には日本・アメリカ・韓国・中国 (上海)・香港・台湾の日次株価 (対数) をプロットしてある。この期間ではやはり日本の株価 (日経平均) は停滞気味であった。それに対し、韓国・中国・香港は全体を通して上昇トレンドが

図1 アメリカ・日本・韓国・中国・香港・台湾の株価



明瞭である。台湾の上昇トレンドはかなり弱いと言える。1997年7月にタイ・バーツの暴落で始まったアジア通貨危機では韓国・香港の株価が大きく下がっている。その影響が小さかったと言われる台湾の株価の下落はやはり小さかった。アメリカでは2000年春にドットコムバブルが崩壊したが、それはテクノロジー株の多いNASDAQ指数の話であり、従来型産業の企業の多いDJIAについて株価崩壊は見られない。

続いて図2はフィリピン・タイ・インドネシア・マレーシア・シンガポールのいわゆるASEAN5諸国の日次株価（対数）を描いている。1997年のアジア通貨危機、2008年のグローバル金融危機の際には、5カ国とも大きく株価を下げており、連動性が非常に高いことが明確である。また2000年代以降はこれら5カ国に上方トレンドが観察される。

これらの株価の対数階差をとって、100倍して日次株価収益率(%)を計算した。それらの基本統計量が表1に示されている。平均値を見ると唯一、日本がマイナスとなっている。やはり1990年代以降の日経平均株価の低迷を反映していると言える。平均値の最も高いのはインドネシアであるが、その上昇

図 2 フィリピン・タイ・インドネシア・マレーシア・シンガポールの株価

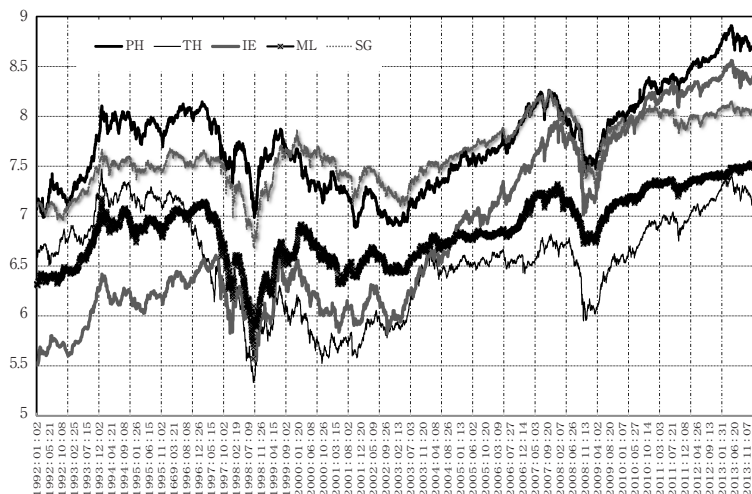


表 1. アジア諸国および日米の日次株価収益率基本統計量

Country	Mean	S.D.	Min.	Max.	JB	p-val	LB(20)	p-val
US	0.02632	1.0904	-8.2005	10.5084	18811.1	0.0000	72.014	0.0000
JP	-0.00786	1.4951	-12.1110	13.2346	7510.3	0.0000	23.814	0.2506
KO	0.01664	1.7601	-12.8047	11.2844	6358.0	0.0000	39.227	0.0063
CH	0.02164	2.2835	-18.4271	30.8522	142161.5	0.0000	118.274	0.0000
HK	0.03104	1.6300	-14.7347	17.2471	20177.9	0.0000	38.119	0.0086
TW	0.00895	1.4954	-9.9360	8.5198	2142.6	0.0000	79.321	0.0000
PH	0.02818	1.4932	-16.2164	16.1776	60943.9	0.0000	93.157	0.0000
TH	0.01213	1.5871	-16.0633	11.3495	12456.3	0.0000	111.359	0.0000
IE	0.05037	1.5031	-12.7318	13.1278	20144.1	0.0000	204.737	0.0000
ML	0.02367	1.3248	-24.1534	20.8174	672914.0	0.0000	140.787	0.0000
SG	0.01534	1.2640	-9.6719	14.8685	22253.7	0.0000	95.893	0.0000

注：アメリカ (US)、日本 (JP)、韓国 (KO)、中国 (CH)、香港 (HK)、台湾 (TW)、フィリピン (PH)、タイ (TH)、インドネシア (IE)、マレーシア (ML)、シンガポール (SG) の日次株価収益率 (対数階差の 100 倍) の基本統計量である。S.D. は標準偏差、JB は正規性をテストする Jarque-Bera 統計量であり、その右側に有意水準が示されている。LB (20) は自己相関係数が 1 階から 20 階まですべてゼロであるという帰無仮説を検定する Ljung-BoxQ 統計量である。その有意水準がやはりその右側に示されている。標本期間は 1992 年 1 月 6 日から 2014 年 1 月 31 日であり、標本数は 5760 個である。

は図 2 から確認できる。一日あたり 0.05% の増加であるが、それが 5760 日間連続すれば、すなわち、 1.0005 の 5760 乗は 17.7 倍であり、年率換算の成長率は 13.9% にも達する。その次に高いのが香港で一日あたり平均 0.031% の上昇であり、年率に換算すると 8.4% 程の成長となる。アメリカが 3 番目に高く、成熟国であるにも関わらず高い株価成長を見せている。標準偏差を見ると、中国の値が一番高く、もつとも *volatile* な市場と言える。他の多くの諸国は 1% 台に留まっているが、アメリカの標準偏差が最低となっている。収益率が正規分布に従っているかどうかをテストする Jarque-Bera (JB) 統計量 (自由度 2 の χ^2 乗分布に従う) はすべての国で非常に大きく、正規性は圧倒的に棄却される。JB 統計量は尖度と歪度の指標を組み合わせたものであるので、その内容を検討すると (数値はここに不掲載)、歪度よりも尖度の方が正規性からの逸脱がはるかに大きい。株価収益率の分布の *fat tails* はよく知られている特性であるが、ここでもそれが確認されている。最後に、系列相関をテストする Ljung-Box Q 統計量 (ここでは 1 階から 20 階までの自己相関係数がゼロであるという帰無仮説をテストしている) を見ると、 1% 有意水準で判断して、日本以外のすべての国で系列相関が有意に観察される。系列相関の存在は効率性の仮定と相容れないので、ニューヨーク証券取引所が効率的であるという従来の見解と矛盾することになるので、期間分割をして計算し直すと、やはりグローバル金融危機とその後の乱高下の時期に系列相関が発生しており、それ以前の期間 (1992~2006 年) では系列相関は有意ではなかった。その期間では他にも日本と韓国が 1% 水準で判断して、系列相関がないことが分かった。

以上が各国の株価 (とその日次収益率) の概略である。以下、株価の連関がどのように推移してきたかを順に調べて行くことにしたい。

III. 株価の連関：単純相関係数と DCC

この節では各国間の株価の連関を単純相関係数と DCC (Dynamic Conditional Correlation) の二つの指標でとらえることにしたい。単純相関係数は単に二つの変数の間でどのように相関しているかを一定の期間のデータについて計算するものであるが、DCC は GARCH モデルを使って、日々刻々と変

化する時系列としての相関係数が計算されるのが違いである。詳しくは下の III-2 節で説明する。

1. 単純相関係数

我々のサンプル期間は 22 年間の日次データであるので、単純相関係数を全期間と、いくつかのサブピリオドについて計算することによって、株価連関が高まったのか否かを検証してみよう。1992 年から 2013 年の期間には 1997～1998 年のアジア通貨危機と 2007～2009 年のグローバル金融危機という 2 つの大きな危機が生じた。これら 2 つの危機を除いて、全体を 3 つのサブ期間に分けて、相関係数を計算してみよう。

表 2. 各国日次株価収益率の単純相関係数

全期間：1992 年 1 月 6 日～2014 年 1 月 31 日 (n=5713)

	US	JP	KO	CH	HK	TW	PH	TH	IE	ML	SG
US	1.000										
JP	0.388	1.000									
KO	0.274	0.376	1.000								
CH	0.062	0.097	0.072	1.000							
HK	0.376	0.454	0.413	0.153	1.000						
TW	0.267	0.314	0.344	0.094	0.359	1.000					
PH	0.321	0.237	0.229	0.072	0.331	0.225	1.000				
TH	0.200	0.247	0.301	0.080	0.414	0.226	0.276	1.000			
IE	0.252	0.292	0.284	0.088	0.427	0.267	0.325	0.370	1.000		
ML	0.231	0.231	0.238	0.059	0.375	0.213	0.235	0.335	0.315	1.000	
SG	0.336	0.416	0.411	0.106	0.661	0.355	0.341	0.458	0.473	0.435	1.000

第 1 期間：1992 年 1 月 6 日～1996 年 12 月 31 日 (n=1294)

	US	JP	KO	CH	HK	TW	PH	TH	IE	ML	SG
US	1.000										
JP	0.142	1.000									
KO	0.023	-0.016	1.000								
CH	0.016	0.009	-0.023	1.000							
HK	0.325	0.165	0.037	-0.021	1.000						
TW	0.078	0.067	0.009	0.011	0.131	1.000					
PH	0.134	-0.014	0.020	0.025	0.142	0.088	1.000				
TH	0.146	0.058	0.057	0.015	0.322	0.018	0.166	1.000			
IE	0.158	0.081	0.057	0.044	0.239	0.058	0.230	0.209	1.000		
ML	0.183	0.132	0.054	0.007	0.439	0.098	0.181	0.376	0.279	1.000	
SG	0.283	0.180	0.071	0.020	0.485	0.135	0.207	0.375	0.312	0.620	1.000

第2期間：2000年1月2日～2006年12月31日 (n=1813)

	US	JP	KO	CH	HK	TW	PH	TH	IE	ML	SG
US	1.000										
JP	0.318	1.000									
KO	0.317	0.506	1.000								
CH	0.018	0.063	0.032	1.000							
HK	0.395	0.503	0.570	0.117	1.000						
TW	0.251	0.316	0.426	0.022	0.356	1.000					
PH	0.204	0.216	0.216	0.015	0.224	0.148	1.000				
TH	0.164	0.260	0.313	0.061	0.348	0.243	0.194	1.000			
IE	0.167	0.259	0.286	0.038	0.300	0.239	0.218	0.263	1.000		
ML	0.230	0.256	0.251	0.051	0.334	0.212	0.198	0.294	0.238	1.000	
SG	0.328	0.453	0.512	0.060	0.622	0.344	0.211	0.377	0.314	0.350	1.000

第3期間：2010年1月2日～2014年1月31日 (n=1057)

	US	JP	KO	CH	HK	TW	PH	TH	IE	ML	SG
US	1.000										
JP	0.463	1.000									
KO	0.454	0.525	1.000								
CH	0.181	0.313	0.366	1.000							
HK	0.488	0.527	0.681	0.552	1.000						
TW	0.424	0.520	0.714	0.400	0.654	1.000					
PH	0.386	0.351	0.375	0.198	0.385	0.387	1.000				
TH	0.281	0.321	0.406	0.261	0.532	0.390	0.334	1.000			
IE	0.370	0.410	0.494	0.313	0.621	0.495	0.404	0.525	1.000		
ML	0.397	0.404	0.469	0.268	0.530	0.479	0.421	0.417	0.543	1.000	
SG	0.401	0.500	0.608	0.374	0.726	0.597	0.329	0.528	0.601	0.504	1.000

注：アメリカ (US)、日本 (JP)、韓国 (KO)、中国 (CH)、香港 (HK)、台湾 (TW)、フィリピン (PH)、タイ (TH)、インドネシア (IE)、マレーシア (ML)、シンガポール (SG) の日次株価収益率間の単純相関係数を計算したもの。

第1期：1992年1月6日から1996年12月31日まで(アジア通貨危機以前)

第2期：2000年1月3日から2006年12月31日まで(2つの危機の中間の時期)

第3期：2010年1月3日から2014年1月31日まで(グローバル金融危機後)

の3つのサブ期間を考え、それぞれの期間についても単純相関係数を計算した。以上の結果は表2にまとめられている。なお、アメリカのデータは一日のラグをとってある。時差の関係で対象11カ国中アメリカが最後に閉じるた

め、他のアジア諸国に影響を与えるのはカレンダー上の前日のニューヨークの終値だからである。

表の最上部、全期間の値をみると、アメリカは一定の相関を持つが、アジア諸国間の相関係数よりも少し低い。やはり地理的に近い諸国間での相互影響の方が強いようである。例えばアメリカと日本の間の相関係数は 0.388 であるが、日本と香港の間は 0.454、対シンガポールでは 0.416 とより高い。また、香港とシンガポールの間の相関係数は 0.661 と非常に高いし、シンガポールはタイ、インドネシア、マレーシアとの間に 0.44~0.47 のかなり高い係数を示している。またこの表から分かることは中国の相関係数がほとんどの場合、0.1 を下回るなど、他国との連関が非常に弱いことである。株価の連関を研究した先行論文でも、中国の株価は独立性が高いことが報告されており (Huang, et al. 2000, Groenewald et al. 2004, Zhang 2008)、本節での簡単な分析結果と整合的である。

次に第 1 期間に目を移すと、全期間に比べるとほとんどの係数が小さくなっている。1990 年代前半の相互連関はまだ弱かったといえる。次に第 2 期間を見ると、第 1 期間に比べてほとんどの係数が上昇を示している。11 カ国間の 55 個の相関係数のうち 51 個で上昇が観察される。また、第 2 期間から第 3 期間に移るにつれ、全 55 個の相関係数で上昇が観察されており、時間の経過とともにこれら諸国間の株価の連関が高まっていることが言えそうである。

具体的にタイの係数については網かけをしてあり、比較しやすくしてある。第 1 期間と第 3 期間を比べると、係数が大きく上昇していることが具体的に分かるはずである。次に、時系列的に変化する相関係数 DCC の計算を行ってみる。

2. DCC

株価収益率には ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 効果が見られることはよく知られている。ARCH モデルを一般化した多変量 (Multivariate) GARCH において推計される誤差項の分散共分散行列を利用して、動的に変化する相関係数を推計しようというのが Engle (2002) による

Dynamic Conditional Correlation (DCC) の概念である。 t 期における株価収益率 r_t を (ただし $n \times 1$ ベクトルで、平均値からの乖離として計測) とすると、 $t-1$ 期の情報を条件としての分散共分散行列 H_t は

$$H_t = E_{t-1}(r_t r_t'),$$

と定義される。MGARCH(1,1) モデルではこの収益率の分散共分散行列が次のようなプロセスで決定されると考える：

$$H_t = \Omega + A(r_{t-1} r_{t-1}')A' + BH_{t-1}B'. \quad (1)$$

ここで Ω は一定のサイズの固定部分を表し、 A と B の行列はそれぞれ係数行列である。Engle は一定の条件の下で上記の H_t を相関係数行列 R_t と別の行列 D_t の二次形式に変換できることを示した：

$$H_t = D_t R_t D_t. \quad (2)$$

上の (2) 式の右辺の R_t が求める DCC となる。

さて、この DCC-GARCH モデルを 11 カ国のデータにフィットするにはパラメータの数が多すぎるので、4 カ国ずつの多変量モデルを推計することにした。まず、アメリカ・日本・韓国・中国の 4 カ国について MGARCH(1,1) モデルを推計し、 R_t を計算した。4 カ国モデルでは DCC は全部で 6 個あるが、すべてをプロットすると錯綜するので、日本・アメリカ、韓国・アメリカ、中国・アメリカの 3 つのペアに関しての DCC を図 3 に描いてある。原系列は非常にノイズが大きいのので、100 日移動平均をとってからグラフ化している。

図 3 によれば、中国・アメリカ間の DCC は実はマイナスであったりして、相関が弱いことが読み取れる。日本・アメリカと韓国・アメリカ間の DCC は全体として動きが似ている時期が多い。ただし、その数値は 0.0 から 0.2 程度の間に留まり、大きいとは言いがたい。アジア通貨危機、9・11 テロ、グローバル金融危機などの際には、2 つの DCC が上昇していることが分かる。また全期間を通して概観すれば、軽微なものではあるが上方トレンドが読み取れる。

次にタイ・マレーシア・インドネシア・シンガポールの 4 カ国について DCC を計算し、図 4 にタイ・シンガポール、マレーシア・シンガポール、インドネ

図 3 アメリカ・日本・韓国・中国の間の DCC

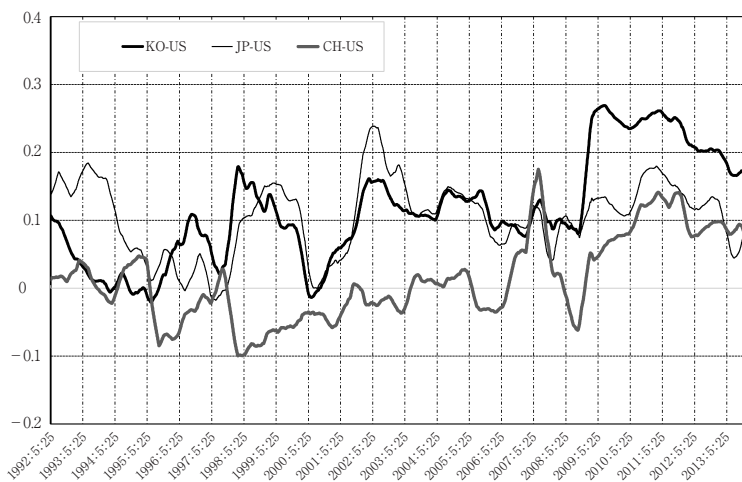
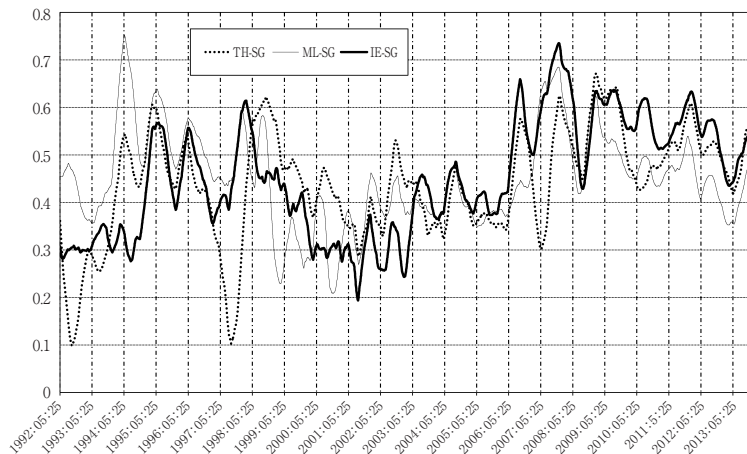


図 4 タイ・マレーシア・インドネシア・シンガポール間の DCC



シア・シンガポール間の DCC をさきほどと同じく 100 日移動平均して、プロットしてある。さきほどの図 3 と比べると、数値のレベルが相当大きくなっていることがまず指摘できる。つまりアメリカ・日本・韓国・中国の 4 国に

比べて、タイ・マレーシア・インドネシア・シンガポールの4カ国の株価間に高い相関が見られることである。期間を通じてかなりの短期変動があり、特に前半では3つのDCCの間の乖離が一時的に相当大きくなるが、グローバル金融危機後は乖離幅が狭まり、短期的変動のパターンもかなり似たものになっている。大きな循環運動が見られるものの、全体を通してはDCCにゆるやかな上昇トレンドが見られることも指摘できる。

以上のDCCの分析では、アメリカ・日本・韓国・中国の4カ国モデルではあまり高い相関は見られなかったが、タイ・マレーシア・インドネシア・シンガポールの4カ国モデルではより高い相関が見られ、全期間を通じて緩やかではあるがその相関に上昇トレンドが見られた。しかし相関係数は2変数間の関係でしかないので、VARモデルによる共和分の検証を次に行ってみることにしよう。

IV. 長期的な株価連関：共和分検定による検証

Sims (1980) はそれまでの計量モデルにおける回帰式の specification には恣意性があるとして、すべての変数を内生変数と見なし、それらについて多変量自己回帰 (Vector Autoregressive, VAR) モデルを使って分析を行うことを提唱した。その後、多くのマクロ変数が非定常であることが確認されたとともに、非定常な変数間に一定の長期均衡関係が存在しうることとも実証されてきた。個々の変数は非定常で長期的には発散するが、市場の均衡条件であるとか、裁定が働く結果、いくつかの変数の線形結合が定常になる可能性がある。このような関係が成立することを共和分といい、長期的な均衡関係の分析として1980年代後半以降、実証方法として定着している (Engle and Granger 1987)。本稿でも各国の株価間に共和分関係が見いだされるかを検証してみよう。

共和分検定を行う前に株価データが非定常な $I(1)$ 変数であることをテストしておこう。表3は各国の株価水準 (対数値) の単位根検定の結果である。ADF テスト、Phillips-Perron テストともに「単位根が存在する」という帰無仮説を11カ国すべての株価について棄却できない。すなわち株価水準には単位根が存在し、非定常な変数であることが判明する。次に、対数階差で計った日次株

表 3. 日次株価（水準、対数値）の単位根検定

	A D F テ ス ト			P P テ ス ト	
	$T(\hat{\rho} - 1)$	τ_{τ}	AR	Z_{ρ}	Z_{τ}
JP	-8.4011	-2.2503	1	-8.8354	-2.3313
US	-3.0717	-1.7317	1	-3.1610	-1.7329
KO	-3.8156	-1.2926	1	-3.5570	-1.2335
CH	-6.9456	-2.0911	1	-6.8546	-2.0835
HK	-6.0321	-2.2766	1	-5.9546	-2.2675
TW	-11.2611	-2.3776	1	-11.0698	-2.3654
PH	-2.3454	-0.8946	1	-2.0016	-0.8005
TH	-2.7063	-1.0311	1	-2.4395	-0.9686
IE	-0.6897	-0.4592	1	-0.5379	-0.3886
SG	-5.9117	-1.8000	1	-5.4273	-1.7327
ML	-4.3521	-1.3990	1	-4.0108	-1.3350

注：AR は ADF テストにおけるラグ項の次数。誤差項に系列相関が 5%有意水準で見られれば次数を上げるというルールでラグ次数を決めている。すべての変数でラグ次数 1 で系列相関は見られない、という結果であった。テスト結果はすべてのケースで単位根があるという帰無仮説を棄却できず、変数が非定常であることが確認された。

表 4. 日次株価収益率（対数階差）の単位根検定

	A D F テ ス ト			P P テ ス ト	
	$T(\hat{\rho} - 1)$	τ_{τ}	AR	Z_{ρ}	Z_{τ}
JP	-6366.143	-56.432	1	-5932.754	-78.277
US	-6603.561	-57.444	1	-6089.531	-80.479
KO	-5662.682	-53.214	1	-5500.711	-72.546
CH	-5513.047	-52.489	1	-5657.849	-74.581
HK	-5776.411	-53.728	1	-5666.233	-74.677
TW	-5297.454	-51.457	1	-5633.215	-74.281
PH	-5150.835	-50.737	1	-5243.588	-69.404
TH	-4916.491	-49.568	1	-5299.927	-70.164
IE	-4807.236	-49.015	1	-4893.727	-65.269
SG	-5243.009	-51.187	1	-5245.203	-69.400
ML	-5096.438	-50.467	1	-5374.090	-71.040

注：表 3 の注を参照のこと。上のすべてのケースで単位根があるという帰無仮説は棄却され、変数が定常であることが確認された。

株価収益率について単位根検定をした結果が表 4 に示されている。こちらは全ての変数で単位根が存在するという帰無仮説が棄却され、定常変数であることが分かった。したがって、本稿で扱う株価水準データは $I(1)$ 変数であることが

確認されたので、次に共和分のテストに進むことにする。

表 5. いくつかの VAR システムのヨハンセン検定による共和分ベクトルの数

	全 11 国	US-JP-KO- CH-HK-TW	US-JP-PH- TH-ML-IE-SG	JP-KO-CH- HK-TW	KO-CH- HK-TW	PH-TH- ML-IE-SG	TH-ML- IE-SG
全期間 1992:1:6 ～ 2014:1:31 n=5756	2	0	0	0	1	0	1
第 1 期間 1992:1:3 ～ 1996:12:31 n=1298	1	0	0	0	0	0	0
第 2 期間 1997:1:3 ～ 1999:12:31 n=780	1	0	1	0	0	1	0
第 3 期間 2000:1:3 ～ 2006:12:31 n=1825	2	1	2	1	1	3	2
第 4 期間 2007:1:3 ～ 2009:12:31 n=781	2	0	0	1	1	0	0
第 5 期間 2010:1:3 ～ 2014:1:31 n=1064	0	1	0	1	0	1	0

注：7 種類の VAR についてヨハンセン検定（トレース検定）を 5%有意水準で判断し、推計された共和分ベクトルの数を掲げている。国の略号については表 1 の注を参照されたい。

表 5 には、US-JP-KO-CH-HK-TW-PH-TH-ML-IE-SG（アメリカ・日本・韓国・中国・香港・台湾・フィリピン・タイ・マレーシア・インドネシア・シンガポール）の 11 変数 VAR システムの他、いくつかのサブセットについて、ヨハンセンのトレース検定により推計した共和分ベクトルの数を掲載している。VAR には線型トレンドを含めてあり、ラグ次数は 5 とした。種々のモデルごとにラグ次数を決めることは煩雑であり、日次データなので 1 週間の期間についてラグを取れば、系列相関はほぼ除去されるものと判断した。またサンプル期間も全期間を始め、5 つの部分期間についても検定を行った。その区分は

- 第 1 期間 1992:1:3～1996:12:31 アジア通貨危機以前の期間
- 第 2 期間 1997:1:3～1999:12:31 アジア通貨危機の期間
- 第 3 期間 2000:1:3～2006:12:31 グローバル金融危機以前の期間
- 第 4 期間 2007:1:3～2009:12:31 グローバル金融危機の期間
- 第 5 期間 2010:1:3～2014:1:31 その後の期間

となっている。表 5 の第 1 列は全 11 カ国の VAR システムについての共和分検定の結果であり、全期間を通じて共和分関係は 2 つ見つかった。期間分割をした場合は、第 1、第 2 期間では共和分は 1 つ、第 3 期間、第 4 期間については 2 つ見つかり、若干意外なことに第 5 期間では 0 であった。時間の経過とともに経済統合の度合いが高まっているので、共和分の数が増えるかと思われるが、表 5 の結果はそうっていない。

表 5 ではさらに US-JP-KO-CH-HK-TW の 7 カ国システム、US-JP-PH-TH-ML-IE-SG の 7 カ国システム、JP-KO-CH-HK-TW の 5 カ国システム、KO-CH-HK-TW の 4 カ国システム、PH-TH-ML-IE-SG の 5 カ国システム、最後に TH-ML-IE-SG の 4 カ国システムについても検定している。これら 6 つのシステムの検定結果をまとめると次のような特徴が指摘できよう：

1. 全期間で共和分が見つかるのは 2 つのシステムだけである。
2. 第 1 期間では共和分は 6 つのシステムで全く見つからない。
3. 第 2 期間、第 4 期間という危機の期間には共和分の存在は少ない。
4. 第 3 期間では 6 システムすべてについて共和分の存在が示されている。
5. 第 5 期間では 6 システムのうち 3 システムで共和分が見つかるに過ぎない。

1992 年 1 月から 2014 年 1 月までの 22 年間という比較的長期の間には構造変化も起こりうるということで 5 つの期間分割を行って、共和分検定をした訳だが、最近時点になるほど共和分関係が強くなっているという事実は確認できなかった。

V. 結論

本論ではアジア 9 カ国（いわゆる ASEAN-5 と韓国・中国・香港・台湾）と日本・アメリカの 11 カ国（ただし、香港をあたかも独立した国のように扱っていることに留意されたい）の株式市場の間に国際的な株価連関がどの程度見られるかを分析した。単純相関係数や Dynamic Conditional Correlation (DCC) を計算し、時間の経過とともに株価の連関が緩やかではあるが高まっていることを見た。つぎに共和分検定を全 11 カ国の他に、4～7 カ国の VAR システム

について行ったところ、最近時点において共和分がより多くではなく、少なくとも検出されなかった。これは本論の冒頭で行った推論とは全く逆の結果であり、意外な結果であると言える。アジア諸国の間に共和分が見られないと言うことは、各国が独自の動きを見せているということであり、株式の国際的な保有が危険分散を可能にしているということを示唆している。ただし、この結果はDCCなどの結果とは整合的ではなく、今後、さらに研究を続ける必要のある課題であると言える。

参考文献

- Click, R.W. and M.G. Plumber (2005) “Stock Market Integration in ASEAN after the Asian Financial Crisis,” *Journal of Asian Economics*, 16, pp. 5-28.
- Engle, R. F. (2002) “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, pp. 339-350.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Groenewold, N., Tang, S. H. K. & Wu, Y. (2004). “The Dynamic Interrelationships between the Greater China Share Markets,” *China Economic Review*, 15, 45-62.
- Huang, B.-N., Yang, C.-W. & Hu, J. W.-S. (2000). Causality and Cointegration of Stock Markets among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle, *International Review of Financial Analysis*, 9, 281-297.
- Jang, H. and W. Sul (2002) “The Asian Financial Crisis and the Co-movement of Asian Stock Markets,” *Journal of Asian Economics*, 13, pp. 94-104.
- Phuan, S-M., K-P. Lim, and A-Y. Ooi (2009) “Financial Liberalization and Stock Markets Integration for Asean-5 Countries,” *International Business Research*, 2, pp. 100-111.
- Royfaizal, R.C., C. Lee, and M. Azali (2009) “ASEAN-5 + 3 and US Stock Markets Interdependence Before, During and After Asian Financial Crisis International,” *International Journal of Economics and Finance*, 1, pp. 45-54.

- Sharma, S.C. and P. Wongbangpo (2002) “Long-term Trends and Cycles in ASEAN Stock Markets,” *Review of Financial Economics*, 11, pp. 299-315.
- Sims, C.A. (1980) “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48, pp. 1-48.
- Tsutsui, Y. and K. Hirayama (2009), “Are Chinese Stock Investors Watching Tokyo? An Analysis of Intraday High-Frequency Data from Two Chinese Stock Markets and the Tokyo Stock Market,” *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, 1, pp. 37-57.
- Yu, I-W., K-P. Fung, and C-S. Tam (2010) “Assessing Financial Market Integration in Asia - Equity Markets,” *Journal of Banking and Finance*, 34, pp. 2874-2885.
- Zhang, Y. (2008). “An Empirical Analysis of Stock Prices in Major Asian Countries,” Paper presented at the autumn convention of the Japan Economic Association.
- 筒井義郎・平山健二郎 (2009) 『日本の株価』 東洋経済新報社